

碳排放权交易对企业高质量发展的溢出效应

——来自供应链联盟的经验证据

苑泽明 黄 灿 刘 甲

内容提要:本文针对市场激励型碳规制能否助力企业联动协作而实现供应链提质增效这一现实问题,引入供应链联盟变量,检验碳排放权交易对企业高质量发展的供应链溢出效应。研究结果显示,碳排放权交易会促进形成供应链联盟的控排企业高质量发展,且这一作用具有沿供应链上下游的双向溢出效应,即碳排放权交易会推动控排企业上游供应商、下游客户高质量发展。进一步分析结果显示,与控排企业相关联的供应链溢出效应可分为技术、信息、信用三个维度,具体表现为碳排放权交易可以协同供应链创新、提升供应链信息效率、促进供应链数字化建设和发展供应链金融。异质性检验结果表明,当供应链联盟中的控排企业议价能力更强、媒体关注更高时,碳排放权交易对其高质量发展具有更明显的激励效果。目前仅有部分控排企业率先跨越碳规制的“波特拐点”实现全要素生产率跃升式的高质量发展,正是供应链联盟为其提供了良好的中观环境。本文研究结论有助于有的放矢开放碳市场,在稳链强链背景下提高供应链竞争力,同时为研究碳排放权交易的溢出效应提供了新视角。

关键词:碳排放权交易 企业高质量发展 供应链 供应链联盟 市场激励型碳规制

中图分类号:F270

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2024)08-0058-23

一、问题提出

碳排放权交易作为应对气候问题的一项重要制度创新,旨在通过市场机制实现社会帕累托最优,不仅有助于最小化降碳对经济的冲击,还有助于利用市场传递碳价信息为高碳行业提供缓冲。然而,中国碳排放权交易在试点中面临一些问题:第一,完全竞争假设要求碳市场交易成本趋近于零,而信息不对称、政策延迟等因素皆会增加交易成本,降低交易效率;第二,产权明晰问题涉及碳排放总量设定和初始额度分配,总量设定既要保证碳排放权资源的稀缺性,又要平衡经济稳增长,初始额度分配直接关系降碳有效性,但仍未有国家能清晰地划分碳排放初始产权^[1];第三,部分中国企业在全球价值链中被锁定在低端,消耗自有资源为世界提供廉价商品,不平等分配机制导致中国企业承担更多生态风险。因此,碳排放权交易机制承载

收稿日期:2023-11-28;修回日期:2024-04-12

基金项目:国家社会科学基金一般项目“数据资产对制造业上市公司高质量发展的影响机制与协同路径研究”(23BGL109)

作者简介:苑泽明 天津财经大学会计学院教授、博士生导师,天津,300222;

黄 灿 天津财经大学会计学院博士研究生;

刘 甲 天津财经大学会计学院博士研究生。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

着完善资源配置、优化提升资源效率的使命与担当,实际运行效果备受期待,能否实现环境保护和经济发展的双赢亟待学术界探讨。

全要素生产率是经济高质量发展的源泉,对于解决边际报酬递减、人口红利消失、生态环境承压等问题意义重大。国外相关研究多集中于目前规模最大、发展最成熟的欧盟碳排放交易体系,但其因碳价崩塌、配额过剩等问题运行不稳,从而无法判断其对生产率的影响^[2]。就中国碳市场而言,减排数据表明政策效果显著^[3-4],但环境绩效的实现路径主要为减产而非增效^[5],其是否有利于企业实现全要素生产率支撑型的高质量发展,尚未形成一致结论。一方面,碳规制下企业需要付出“遵循成本”,通过购买排放权或调整生产以维持生计,从而表现为收益或产出效率下降^[6];另一方面,碳排放权交易能推动企业优化资源配置或升级工艺,利用“创新补偿”提升全要素生产率^[7]。此外,碳排放权交易效果存在市场设计、运行特征^[8]以及交易主体方面的异质性^[9],将不同碳交易主体同等看待可能会导致研究结论存在偏差。

在碳达峰、碳中和的攻坚克难阶段,高碳行业绿色转型步伐加快,对于碳排放的考量逐渐从企业延伸至全产业链,旨在推动企业绿色发展、促进产业链供应链优化升级。供应链是实现跨行业、跨地域经济主体广泛连接的经济模式,可通过对其有效管理改善企业中观环境,例如:适时淘汰劣质供应商,优化供应资源;战略性联盟优质客户,共担风险、共克时艰。供应链联盟是在竞争、合作的市场环境下,由供应链上的一些相互独立的实体为实现某一共同目标而组成的联盟,每个伙伴在各自的优势领域为联盟贡献自己的核心能力,联合起来实现优势互补、风险共担和利益共享^[10]。在数字化和绿色化推动全球变革的当下,唯有以供应链联盟思维组织经营,将视野放大到企业所处的中观环境,方能培育可持续发展的生态条件。已有研究表明,企业独立运作和环境保护的外部性是阻碍企业碳减排积极性的重要原因^[11]。供应链联盟由于企业间长期利益的一致而形成^[12],许多供应链核心企业已经与上下游企业制订合作减排计划。由此可见,中国式现代化下的低碳发展破题之路不仅在于发挥供应链减排优势,更要发展以供应链为纽带的绿色价值链,逐步建成低碳、零碳生态圈。2013—2016年,中国八大碳排放权交易市场先后试点,本文将2008—2020年沪深A股上市企业纳入样本选择范围,手工收集各个碳市场的控排企业及其上游供应商、下游客户名录,引入供应链联盟变量,检验碳排放权交易对控排企业高质量发展的溢出效应。

本文可能的边际贡献有:(1)在研究视角上,本文基于共生理论,聚焦控排企业的中观层面差异,即供应链联盟形成的专业分工和协同增效优势,实证分析碳交易试点对控排企业高质量发展影响的供应链联盟异质性。(2)在研究内容上,不同于现有研究仅关注碳排放权交易的空间和行业溢出效应,并验证了在空间或行业维度上存在的“绿色虹吸”^[13]、“技术溢出”^[6]及“污染天堂假说”^[14],本文立足于供应链合作观,尝试验证碳排放权交易的供应链溢出效应,并分别检验供应链联盟伙伴在减排降碳活动中技术、信息和信用的溢出效应。(3)在研究意义上,本文在一定程度上证明了供应链竞争力是构建新发展格局的基础,倡导企业注重发展供应链共生生态,为企业在颠覆性绿色革命中脱颖而出提供实践指引。同时,为国家将碳市场作为生产要素市场予以建设、发展和改革寻找依据,利用控排企业的“先转带动后转”提高低碳发展效率,在全球碳排放空间受限下走出一条独特的高质量发展道路。

二、政策背景、理论分析与研究假设

(一) 碳排放权交易政策背景与文献回顾

碳排放权交易源于1997年通过的《京都议定书》,该议定书倡导以市场机制解决温室气体减排,要求缔

约方按照“共同但有区别的责任”原则来承担减排义务。中国一直致力于探索科学的减排路径。2011年,《国务院关于印发“十二五”节能减排综合性工作方案的通知》(国发[2011]26号)明确建立碳排放权交易试点工作安排。经过积极筹备,2013年中国碳交易试点工作正式开展,深圳、北京、天津、上海、重庆、湖北、广东7个省份的碳市场先后上线,2016年福建成为全国第8个碳交易试点地区。2020年,中国政府承诺将于2030年实现“碳达峰”、2060年实现“碳中和”,“双碳”目标由此被写入政府工作报告,其重点之一即为碳市场建设。2021年全国碳排放权交易市场正式启动,现已成为全球覆盖温室气体排放量最大的碳市场。鉴于全国碳市场实践窗口期较短,本文将2013—2016年在8个省份依次开展的碳交易政策视为一项准自然实验,构建交叠双重差分模型以评估企业高质量发展受到的政策影响。

碳排放权交易作为一种市场激励型环境规制,其相关研究集中在碳市场体系构建与制度设计以及政策有效性评价两方面。第一类文献定性探讨碳市场建设,基本思路是通过中外碳交易市场比较,揭示中国碳市场构建面临的挑战及其拓展空间^[15];在制度设计方面则着眼于跨领域和多主体的协同治理来提供制度供给,如碳税、排污权、第三方平台与碳交易政策的协同机制^[16-17]。第二类文献定量研究碳排放权交易的环境与经济效应:宏观层面上,碳排放权交易试点政策能有效抑制试点地区碳排放,促进地区绿色经济发展^[18-19]、产业结构优化^[20]、扩大就业规模^[21]、农村人口脱贫^[22]、外商直接投资^[23]等;微观层面上,碳排放权交易依然具有显著的减排效应^[24]。但有部分研究认为,政策实施对企业生产经营发挥积极作用,其并不利于企业的长期价值培育和高质量发展^[25-26],也无法促进企业增加研发创新投入,技术进步途径的作用尚未实质性显现^[27],只能通过企业营业外收入影响企业绩效^[28]。总之,碳排放权交易与企业高质量发展之间的关系仍不明晰,关于碳排放权交易与企业全要素生产率之间关系的研究观点未达成一致,这为本文进一步研究碳排放权交易的微观经济后果奠定了基础。

(二) 理论分析与研究假设

1. 碳排放权交易、供应链联盟与控排企业高质量发展

全要素生产率是经济增长的源泉,碳排放权交易制度建设的最终目标是实现全要素生产率提升的高质量发展。在传统柯布-道格拉斯生产函数中,当总产出不能完全由要素投入解释时,会出现“剩余”,即全要素生产率。特别地,经济发展需要有劳动力、资本、自然资源等生产要素投入,自然资源过去以土地、矿产为主,而如今排放权意味着发展权,碳排放空间被视为一种有限的自然资源^[29]。碳要素从约束条件变成重要生产要素;在产出角度,碳排放和碳要素投入是同一事物的两面,意味着碳要素投入不能无节制增加;在碳市场角度,政府限定碳排放总量及其所属权,形成事实上的资源稀缺性,市场交易价格的公开透明使资源优化配置成为可能,碳要素由此成为生产要素。因此,将碳要素引入柯布-道格拉斯生产函数,并假设资本、劳动力和碳要素严格外生^[6],可得模型(1):

$$Y_i = A_i L_{it}^{\beta_1} K_{it}^{\beta_2} C_{it}^{\beta_3} \quad (1)$$

其中, Y_i 表示总产出, L_{it} 、 K_{it} 和 C_{it} 分别表示劳动力、资本和碳要素投入, β 为各生产要素的产出弹性, A_i 为结构参数。对式(1)进行对数处理,普通最小二乘(OLS)回归后存在的误差项导致模型(1)并不严格成立。在实践中,投入要素转化为产出极少处于理想状态,式中存在的误差项可解释为投入要素发挥效能的不同。基于主动性决策理论,“势”作为生产要素发挥效能的状况和程度,可视为与生产要素投入量同等重要的因素。因此,本文通过“势”效系数(r)对误差项进行量化,得到扩展后的柯布-道格拉斯生产函数模型(2)。再令 $m = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$,引入分离条件模型(3),各投入要素的势效系数由其生产率变形得到,代表生产要素发挥

效能的合理程度,将模型(3)代入模型(2)得到模型(4)。具体形式为:

$$Y_i = A_i (r_L L_{it})^{\beta_1} (r_K K_{it})^{\beta_2} (r_C C_{it})^{\beta_3} \quad (2)$$

$$r_L = \frac{Y^{\frac{1}{m}}}{L} \left/ \frac{Y^{-\frac{1}{m}}}{L} \right.; r_K = \frac{Y^{\frac{1}{m}}}{K} \left/ \frac{Y^{-\frac{1}{m}}}{K} \right.; r_C = \frac{Y^{\frac{1}{m}}}{C} \left/ \frac{Y^{-\frac{1}{m}}}{C} \right. \quad (3)$$

$$Y_i = (P_L L_{it})^{\alpha_1} (P_K K_{it})^{\alpha_2} (P_C C_{it})^{\alpha_3} \quad (4)$$

由模型(4)可知,产出由要素生产率和要素投入量共同决定。由于 $\alpha_i = \beta_i / (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3)$, 其中 $i = 1, 2$ 或 3, 则 $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$ 。在此基础上,扣除劳动、资本等要素投入对经济增长率的贡献后所得的余值,即为全要素生产率(TFP),可表示为各投入要素生产率的加权几何平均值,是一种综合考虑了要素投入结构和产出效率的高质量发展衡量指标,如模型(5)所示:

$$TFP = P_L^{\alpha_1} P_K^{\alpha_2} P_C^{\alpha_3} \quad (5)$$

现有文献已证实碳排放权交易可降低碳排放总量与碳排放强度^[30],意味着会降低碳要素的投入偏好 α_3 和碳生产率 $P_C, P_C^{\alpha_3}$ 的整体下降即为碳排放权交易给控排企业带来的成本压力。那么,提升要素的生产率 P_L, P_K , 同时优化要素投入结构 α_1, α_2 , 对控排企业全要素生产率提升意义重大。一方面,企业技术革新能够提升资本要素效率 P_K , 但可能对于劳动生产率 P_L 的增加无益。李创等(2023)研究发现碳排放权交易政策能显著激发企业绿色技术创新^[31], 余典范等(2023)同样证实政策具有直接创新效应及创新网络溢出效应^[32]。同时,具有创新意愿的企业对高质量劳动力提出较高需求,会增加非直接生产的劳动雇佣,但这种人力资本的结构升级具有针对性和时滞性,并不涉及直接产出,无法及时提高企业效率,统计意义上的劳动效率会降低。胡玉凤和丁友强(2020)研究发现,碳交易虽能够提高资本生产率,但其具有的负外部性会导致劳动生产率降低^[26]。另一方面,全要素生产率的提升依赖于生产要素产出份额,应保证 α_1 与 P_L, α_2 与 P_K 具有一致的正向作用。程郁泰和肖红叶(2023)发现碳交易的减排机制在于能源效率提升和生产工艺改进,未见能源结构优化效果^[33]。就资本份额而言,中国被纳入碳交易的主体多为资本密集型企业,生产方面往往会采取限产减碳、淘汰落后产能来保证按时践约,导致偏离最优生产规模,而研发方面的大量资源投入使生产投资向降碳投资转移,资本产出份额下降;就劳动份额而言,研发创新、碳资产管理等方面的工作和教育培训会带动人力资本结构升级,对劳动收入份额产生积极影响^[34]。综上所述,在碳排放权交易政策实施后可能会观测到资本要素效率 P_K 提升、但收入份额 α_2 下降,劳动生产率 P_L 降低、同时劳动收入份额 α_1 增加,碳排放权交易对全要素生产率的影响是两股力量的辩证变化过程。这意味着,降碳成本将加速高碳企业的优胜劣汰,诸多企业内忧外患,所有控排企业的高质量发展并不必然。因此,本文将从碳市场履约主体异质性的视角探究碳排放权交易对全要素生产率的影响,寻找绿色低碳产业发展的引领力量。

基于共生理论,供应链联盟应具有平等、互补、动态稳定三大特征^[35]。供应链联盟成员各自发挥领域专长、整合核心资源,以风险共担和利益共享为准绳,在持续的合作与博弈中相互制衡与进步;对外需具备环境变化时精准感知、快速反应的能力,当供应链联盟中的企业被纳入强制控排名单,必然对其有效运作产生影响而偏离原有平衡。本文认为处于供应链联盟中的控排企业能够率先跨越“波特拐点”而实现全要素生产率提升,具体以专业分工和协同增效为控排企业高质量发展助力。一方面,基于资源编排理论,企业内部可形成与环境相匹配的资源组合和动态能力来创造价值^[36],供应链联盟的专业化分工使控排企业集中优势以实现绿色低碳的自主创新和技术突破,进而实现全要素生产率提升。交易成本理论认为,外部交易成本小于内部管控成本时,专业化分工有助于企业跨边界获取和剥离资源以实现资源结构化,尤其在新科技和

大数据的加持下,现代企业的分工合作不再带来信息摩擦与效率损耗,反而可使供应链联盟通过资源捆绑和利用来增强发展能力。另一方面,基于协同演进理论,企业外部环境中多方主体和多维要素间的协同对企业发展具有重要影响^[37],供应链可有效捕捉主体、要素间的动态交互^[38],供应链联盟的协同及其带来的整体运行效率提升,构成控排企业高质量发展的独特优势。控排企业与其上下游企业间的正反馈是协同演进的重要特征,供应链联盟内外部的细微变化都将得到加速演进,这意味着控排企业不仅能自身减少能耗、更多使用清洁能源,还可传递和扩散变化。同时,供应链联盟作为经济系统还具备学习模仿能力,持续深化创新的程度与层次,从而实现全要素生产率跃升。总之,供应链联盟会充分开发和利用积极环境条件,合理规避和化解消极环境条件,控排企业既可利用专业分工集中资源打造低碳发展优势,占据相关行业的战略地位,又可利用协同机制实现不同主体之间的交互以提升整体效率,实现高质量发展。

由此,本文提出假设1:碳排放权交易能够促进形成供应链联盟的控排企业高质量发展。

2. 碳排放权交易对企业高质量发展的供应链溢出效应

供应链联盟强调经济主体间的直接关联有助于信息共享、资源互补、信用互持。实践中,企业往往会选择几家特定的供应商及客户作为联盟伙伴,一是为达到最优经济订货批量以降低采购成本,二是为减免产能过剩的经济冲击以减少交易成本,彼此依赖决定了较高的转换成本。此外,中美贸易摩擦对于全球产业链重构产生巨大影响,从历史逻辑而言,生产网络体系在纵向分工上趋于缩短态势。由此可见,供应链联盟中任一方向受到外生政策冲击时,其他方因供应链溢出效应而必然不能“独善其身”。

供应链溢出效应的正负反馈机制取决于驱动因素的差异,积极的企业行为会为供应链带来正向溢出效应:首次公开募股(IPO)企业会为其供应链伙伴带来流动性,具体体现在收入增长率的提高^[39];企业社会责任(CSR)绩效具有供应链溢出效应,通过议价能力的提升得以实现^[40];企业创新行为具有明显的供应链溢出效应,具体体现在提升供应链伙伴的研发效率和创新产出^[41-42];企业发展供应链金融业务能显著提升自身国际化水平^[43]。相反地,消极的驱动因素会导致负向溢出效应,例如,申请破产的企业会对联盟中其他企业的股价产生负向影响^[44];自然灾害所带来的经营绩效下滑会产生供应链溢出效应^[45-46];当企业的危机事件曝光后,供应链伙伴会声誉受损和业绩降低^[47]。碳排放权交易直接作用于控排企业,一旦其采取不当决策、资金周转失灵,或因涉及碳排放造假、瞒报、未清缴而面临处罚时,其他关联主体同样会受到牵连。

本文认为,碳排放权交易作为一种共生环境会对供应链联盟整体产生影响,在无形之中增强联盟的抗风险能力,形成降碳的攻坚合力。一方面,控排企业为获取合法性并维持企业声誉,会积极促成低碳设备引进、绿色流程改造和低碳技术研发等联盟伙伴合作,以实现绿色创新和资本更新,提高供应链整体效益;另一方面,碳排放权交易能够强化社会公众对于环保产品和服务的追求,绿色需求通过市场传导机制进一步影响联盟企业作出改变,溢出效应恰是确保供应链关注低碳创新、持续投入和成果产出的长期逻辑。另外,供应链合作减排能使控排企业具备更强的环境应变能力,朱晨等(2023)的研究结果证实供应链成员采取集中决策模式能够提升环境正外部性^[48]。供应链合作减排有利于获得绿色发展优势,李丽君和汪星星(2019)基于消费者绿色偏好下的供应链合作策略,指出企业上下游合作可以提高供应链整体绩效^[49]。由此可见,供应链合作可实现上下游企业的帕累托改进。基于此,碳排放权交易能推动控排企业与链上非控排企业的绿色合作,带动全链绿色发展并获得经济效益,最终实现供应链整体的高质量发展。

由此,本文提出假设2:碳排放权交易具有供应链溢出效应,即碳排放权交易能够促进控排企业的上游供应商及下游客户企业的高质量发展。

三、研究设计

(一) 模型构建

三重差分法最初应用于考察环境规制对污染行业产生的影响,即在双重差分模型基础上引入具有污染特征的行业变量作为第三重差分,以此获取可信的因果推断^[50],现也多用于研究政策冲击的间接影响^[51]。三重差分法的优势在于:其一,将所有企业纳入研究范围,通过比较两类不同污染属性群体来捕捉政策净效应,或者进一步研究影响政策的其他异质性来更好地评估其实施效果;其二,加入高维固定效应从而使相关关系更加精确;其三,作为双重差分法的改进及延伸,可放宽实验组与对照组时间趋势相同假设^[52]。本文聚焦各碳市场的控排企业名录,在双重差分模型的基础上构造三重差分模型,具体做法为:将年份作为第一重差分,比较碳排放权交易市场开放前后的差异;将企业碳污染属性作为第二重差分,比较污染属性差异下的政策影响;将供应链联盟作为第三重差分,比较中观环境差异下的政策效果。设定模型如下:

$$TFP_{irt} = \alpha Post_t \times Treat_r + \rho X_{it} + \theta_i + \varepsilon_{irt} \quad (6)$$

$$TFP_target_{irjt} = \beta_1 Post_t \times Treat_r \times SC_j + \rho X_{it} + \eta_{rt} + \nu_{rj} + \lambda_{jt} + \theta_i + \varepsilon_{irjt} \quad (7)$$

$$TFP_chain_{irjt} = \beta_2 Post_t \times Treat_r \times SC_j + \rho X_{it} + \eta_{rt} + \nu_{rj} + \lambda_{jt} + \theta_i + \varepsilon_{irjt} \quad (8)$$

$$TFP_full_{irjt} = \beta_3 Post_t \times Treat_r \times SC_j + \rho X_{it} + \eta_{rt} + \nu_{rj} + \lambda_{jt} + \theta_i + \varepsilon_{irjt} \quad (9)$$

模型(6)采用倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)检验该政策对于控排企业是否具有全要素生产率提升的普惠性影响,在识别政策对所有目标企业影响的基础上,模型(7)—模型(9)采用倾向得分匹配-三重差分(PSM-DDD)识别干预政策在不同群体间的异质性影响。其中,被解释变量 TFP_target 为控排企业全要素生产率, TFP_chain 为与控排企业相匹配的上下游企业全要素生产率, TFP_full 为包含控排企业在内的供应链联盟企业全要素生产率, i, r, j, t 分别为表示样本企业、碳污染属性、供应链联盟以及年份。模型(7)—模型(9)中的系数 β 是文章重点关注的三重差分估计量。此外,引入三组双维固定效应 $\eta_{rt}, \nu_{rj}, \lambda_{jt}$, 用于控制时间-污染属性、供应链-污染属性和时间-供应链维度的固定效应。 θ_i 控制企业层面不随时间变化的因素对全要素生产率的影响, ε_{irt} 是随机扰动项。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

本文将企业高质量发展定义为生产效率和资源配置同步优化下的全要素生产率提升。现有研究大多使用普通最小二乘法、条件极大似然估计方法和广义矩估计方法测算全要素生产率(TFP),尽管普通最小二乘法能有效避免时间序列相关和选择性偏误,但其可能因仅考虑投资实际值为正的样本企业而估计有偏。本文参考胡珺等(2023)^[53]、郭炳南等(2023)^[54]的研究,采用条件极大似然估计方法测算全要素生产率。具体而言,该方法使用中间投入品作为代理变量,构建对数形式的柯布-道格拉斯生产函数,将研究样本进行个体和年份固定效应回归后,以其残差 ε_{it} 测度企业全要素生产率:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln M_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中, Y 为企业营业收入, K 为企业固定资产净值, L 为上市公司职工人数, M 为购买商品、接受劳务支付的现金,以营业成本+销售费用+管理费用+财务费用-本期折旧摊销额-劳动报酬总额计算而得。

2. 解释变量

$Post_i \times Treat_i$ 和 $Post_i \times Treat_i \times SC_i$ 是本文的核心解释变量,以此分别捕捉碳排放权交易对控排企业高质量发展的影响及其可能存在的供应链溢出效应。其中,时间虚拟变量($Post_i$)体现政策前后差异,在企业注册地碳排放权交易试点的当期及以后的 $Post_i$ 取值为 1,否则为 0;控排企业虚拟变量($Treat_i$)体现企业碳污染属性差异,地方政府根据企业碳排放量情况,确定需强制参与碳市场交易的企业名录,故将这类强制性参与碳交易的控排企业 $Treat_i$ 取值为 1,否则为 0。

供应链联盟虚拟变量(SC_i)体现企业中观环境差异。本文基于共生理论,依据供应链联盟的平等、互补、动态稳定特征构建数据集,一方面,平等意味着供应链联盟中的企业不存在统治与跟随的关系,上市企业之间平等的强强联合有利于形成稳定的供应链联盟;另一方面,企业之间的互补性是供应链联盟形成的基础,由于控排企业与非控排企业的对立统一,可使供应链联盟能够在互惠合作的基础上实现重复博弈。实践中,供应链实体既能够为了有效响应市场而快速联合,也能因目标实现或产生无法调解的冲突而解体,并跟随新的市场机遇的出现而重组,供应链联盟的稳定性是相对的和暂时的。因此,本文所构建的供应链数据集实际为控排上市企业与非控排上市企业之间的平等、互补且动态稳定的联盟。具体做法为,当控排企业能够匹配至供应链数据集时, SC_i 取值为 1,否则为 0。例如,控排企业(T)可能在 2018 年能够匹配多个客户(C1)及供应商(S1、S2),则构建 T-C1-2018、T-S1-2018、T-S2-2018 的观测值。本文从中国研究数据服务平台(CNRDS)获取上市企业前五大客户及供应商信息,囿于财务数据可得性,仅保留供应链企业均为上市企业的观测样本;又考虑到当客户或供应商也被纳入碳交易市场的控排企业名录时,难以辨别其高质量发展的促进因素,仅保留上下游企业为非控排企业的观测样本。

3. 控制变量

借鉴王性玉和赵辉(2023)^[52]的研究设计选取控制变量。

(三) 样本选择及数据来源

本文选取 2008—2020 年沪深 A 股上市企业作为初始样本,保证每个碳排放权交易市场试点前后至少有五年窗口期。本文对初始样本进行如下筛选:(1)剔除金融类企业,其会计核算方法和监管制度较为特殊;(2)剔除当年被 ST 的企业样本,其连续财务亏损后被标记处理的财务数据不具备稳定性和有效性;(3)剔除数据缺失样本。本文涉及数据主要来源于手工整理、《中国城市统计年鉴》和深圳希施玛数据科技有限公司 CSMAR 中国经济金融研究数据库。为避免数据极端值而产生估计偏差,本文对所有连续变量进行前后 1%缩尾处理。

中国碳交易试点具有较强的非随机性,不能直接将其视为准自然实验。为使经济主体进入实验组概率相似,本文利用政策实施前数据进行倾向得分匹配。具体而言,使用基于核匹配的倾向得分匹配方法,将企业规模($Size$)、资本负债率(Lev)、净资产报酬率(Roe)、现金比率($Cash$)、企业成长性($Growth$)、企业年龄(Age)、分析师关注度($Analyst$)、两权分离程度(Sep)和股权集中度($Top1$)作为协变量。由 PSM 均衡性检验结果可知,匹配后各变量平均差异均不超过 5%,故可大致认为实验组是随机分布的。剔除权重为零的样本企业后得到 5 945 个企业-年度观测值,以此回归估计尽可能缓解样本存在的选择偏差问题。文章所使用的样本及其构成如表 1 所示,具体根据胡珺等(2023)^[53]的研究以区分控排与非控排企业,并参考杨金玉等(2022)^[55]的方法收集供应链数据。

表 1 样本构成

样本类型	样本分布	观测值	样本数
Panel A	全样本	5 945	582
	包含:控排企业	1 526	150
	包含:非控排企业	4 319	432
Panel B	控排企业子样本	1 526	150
	包含:形成供应链联盟的控排企业	728	72
	包含:未形成供应链联盟的控排企业	798	78
Panel C	非控排企业子样本	4 319	432
	包含:形成供应链联盟的非控排企业	1 591	164
	包含:未形成供应链联盟的非控排企业	2 728	278
Panel D	形成供应链联盟的非控排企业子样本	1 591	164
	包含:上游供应商企业	571	52
	包含:下游客户企业	1 020	102

四、实证分析

(一) 描述性统计

表 2 显示,企业全要素生产率的最大值为 8.777 2,最小值为 5.090 2,标准差为 1.118 4,说明不同企业的发展质量存在较大差异,这为探究碳排放权交易试点对企业高质量发展的影响提供了契机。地区层面的控制变量数值差异较大,说明中国区域间的发展不均衡问题较为明显。企业层面控制变量的取值范围与现有文献基本一致。

表 2 描述性统计

变量	样本量	均值	最大值	最小值	中位数	标准差
<i>TFP</i>	5 945	8.777 2	12.800 7	5.090 2	8.667 0	1.118 4
<i>Size</i>	5 945	22.669 5	27.069 9	20.180 4	22.489 6	1.379 7
<i>Lev</i>	5 945	0.461 3	0.859 5	0.059 9	0.472 4	0.191 5
<i>Roe</i>	5 945	0.082 0	0.354 5	-0.228 2	0.081 6	0.088 6
<i>Cash</i>	5 945	0.096 5	0.546 4	-0.201 3	0.083 8	0.124 5
<i>Age</i>	5 945	2.242 5	3.258 1	0.693 1	2.397 9	0.656 5
<i>Media</i>	5 945	3.916 4	5.714 4	1.609 0	4.209 2	0.745 5
<i>Top1</i>	5 945	36.320 3	88.550 0	7.182 5	34.600 0	16.049 5
<i>Soe</i>	5 945	0.496 5	1.000 0	0.000 0	0.000 0	0.500 0
<i>Fdi</i>	5 945	7.648 4	10.220 0	1.981 5	7.865 8	1.367 3
<i>Sec</i>	5 945	41.450 3	59.000 0	15.800 0	44.500 0	10.615 8
<i>Gdp</i>	5 945	7.143 3	16.490 0	1.311 5	6.745 5	3.299 6

(二) 平行趋势检验

双重差分模型捕捉干净政策效应的前提条件是实验组和对照组在政策冲击前的全要素生产率具有一致变化趋势。由于各碳市场开放时间不同,本文通过设置年份差额来考察企业全要素生产率在政策实施前后的变化情况。具体地,将政策区间与各碳市场开放年份相减,获得各碳市场的上线时长并将其标注于横坐标。将实施碳交易试点前一期作为基准期,在基准回归模型(9)的基础上构建动态效应模型:

$$TFP_full_{ijt} = \sum_{t=2008}^{2020} \beta_t D_t \times Treat_r \times SCM_j + \rho X_{it} + \eta_{rt} + \nu_{ij} + \lambda_{jt} + \theta_i + \varepsilon_{ijt} \tag{12}$$

其中, D_t 和 β_t 分别表示2008—2020年的虚拟变量和系数估计值。由图1可知,碳交易试点之前,交乘项系数不显著,并在0附近上下波动,通过平行趋势检验。在政策冲击当期,交乘项系数为正且通过了显著性检验,说明碳交易市场在开放的当期即能推动供应链联盟中控排企业及其上下游企业高质量发展。随着时间的推移,在政策冲击的当期及后4期内交乘项系数也为正且通过了显著性检验,进一步验证了基准回归结果的稳健性。

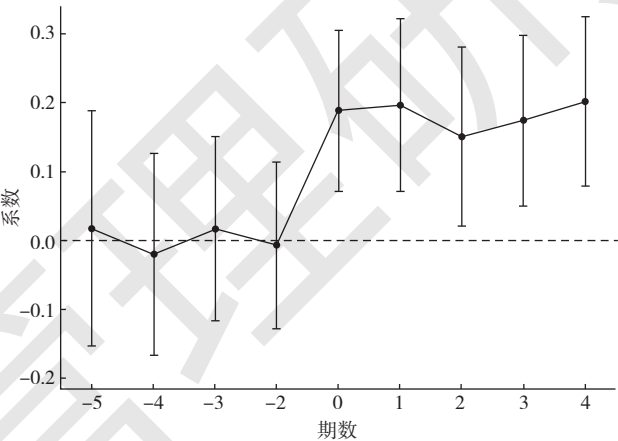


图1 平行趋势检验

(三) 基准回归结果

表3列(1)检验碳排放权交易对全部控排企业高质量发展的影响,即运用PSM-DID的回归结果。结果显示交乘项 $Post \times Treat$ 的系数为0.0570,未通过显著性水平测试。这意味着,对于控排企业整体而言,碳交易实现的“波特假说”收益未能弥补额外的成本,在一定程度上印证了胡玉凤和丁友强(2020)^[26]的研究发现,碳交易在一定条件下可以实现绿色效率与企业效益双赢,但没有实现企业全要素生产率的同步提升。表3列(2)运用PSM-DDD检验碳排放权交易对控排企业高质量发展是否会因供应链联盟关系而表现出正向影响。回归中仅使用与控排企业生产关联较弱的对照组企业,即剔除了与控排企业生产关联紧密的上游和下游企业样本。结果显示 $Post \times Treat \times SC$ 的系数为0.1665,在5%水平下显著,说明在碳排放权交易下供应链联盟中的控排企业会实现全要素生产率提升,由此验证了假设1。可能的原因是,供应链联盟中的控排企业在专业化分工和资源协同的加持下,在碳交易市场中更具低碳发展的优势,实现高质量发展。表3列(3)—列(6)为不同组别企业高质量发展对交乘项 $Post \times Treat \times SC$ 的回归结果,被解释变量分别来源于控排企业相关联的所有上下游企业、仅下游客户企业、仅上游供应商企业、包含控排企业的供应链联盟全样本的全要素生产率。结果表明,交乘项系数分别为0.1270、0.1218、0.1244、0.1420,且至少在5%水平下显著。这说明,碳排放权交易市场试点不仅会直接干预控排企业,也会间接波及与控排企业关联紧密的上游、下游非控排企业。可能的原因是,为避免控排企业受到碳规制可能引发的“牵一发而动全身”效应,供应链联盟会统一低碳环保的信念,并通过彼此间的信息互通、资源共享等渠道协同高质量发展,从而使碳排放权交易具有沿供应链上下游的双向溢出效应,假设2得证。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.057 0					
	(1.216 5)					
<i>Post</i> × <i>Treat</i> × <i>SC</i>		0.165 6 **	0.127 0 ***	0.121 8 ***	0.124 4 ***	0.142 0 ***
		(2.391 0)	(2.641 6)	(2.790 3)	(1.971 5)	(3.233 5)
常数项	-3.306 4 ***	-8.887 2 ***	-8.301 5 ***	-7.533 7 ***	-7.381 5 ***	-8.477 0 ***
	(-7.340 0)	(-16.810 5)	(-15.878 6)	(-15.218 4)	(-11.850 3)	(-17.745 0)
观测值	5 945	4 554	4 319	3 748	3 299	5 945
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	未控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Post</i> × <i>SC</i>	未控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Treat</i> × <i>SC</i>	未控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.781 5	0.788 0	0.802 1	0.768 7	0.815 6	0.799 0

注:列(1)、列(2)的被解释变量均为 *TFP_target*,列(3)—列(6)的被解释变量分别为 *TFP_chain*、*TFP_customer*、*TFP_supplier*、*TFP_full*。括号里为 *t* 值,后表同。

(四) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

碳排放权交易对企业高质量发展的影响可能由于在碳市场层面上存在遗漏变量或其他随机因素作用而出现结果估计偏误。本文通过还原真实的处理组比例,从 582 个企业样本中随机抽取 236 个企业作为伪处理组,在此基础上进行 1 000 次回归。检验结果(因篇幅所限不再详细展示)显示,随机过程的伪处理组系数核密度估计值和 *t* 值曲线均以 0 为中心呈钟型分布,说明基准回归中碳排放交易的供应链溢出效应不会受到遗漏变量或随机因素的干扰。

2. 排除政策干扰

除碳排放权交易外,2011 年全国人民代表大会审议批准了《国民经济和社会发展第十二个五年规划纲要》(以下简称“十二五”规划)、2013 年国务院发布《大气污染防治行动计划》十条措施、2014 年水利部开展水权试点工作以及 2016 年中国启动中央环保督察均可能影响试点地区的碳排放和碳强度,本文采取下列稳健性检验剔除相关政策的干扰。

首先,缩短年份区间。一方面,“十二五”规划作为中国首个绿色规划,于 2011 年开始实施,“碳强度”作为约束性指标首次被纳入国民经济与社会发展规划中;另一方面,中央环保督察是中国环境治理的重大制度创新,自 2016 年 1 月首个督察组进驻河北省,在短短 21 个月里实现 31 个省份全覆盖,并于 2018 年展开督察“回头看”,由于其刚性约束、公众参与、持续追踪等特征,被媒体称作中国环境治理的“绿色风暴”。因此,将回归区间设定为 2011—2015 年重新估计,不仅能够剔除“十二五”规划和第一轮中央环保督察等的政策影响,还可保证政策冲击时点的单一性,从而直接避免可能带来的估计偏误。回归结果如表 4 所示,前文结论稳健。

表 4 缩短年份区间

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.0836 (1.5930)			
<i>Post</i> × <i>Treat</i> × <i>SC</i>		0.1308** (2.4154)	0.0973* (1.7520)	0.1215* (1.8388)
常数项	-3.6330*** (-7.1180)	-1.1435* (-1.8648)	-1.3459* (-1.8504)	-1.1431* (-1.8728)
观测值	2449	2165	2010	2449
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	未控制	控制	控制	控制
<i>Post</i> × <i>SC</i>	未控制	控制	控制	控制
<i>Treat</i> × <i>SC</i>	未控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.4114	0.4566	0.4236	0.4560

注:列(1)、列(2)的被解释变量均为 *TFP_target*,列(3)、列(4)的被解释变量分别为 *TFP_chain*、*TFP_full*。表5—表8同。

其次,重新构造实验组与对照组。借鉴孙晓华等(2024)^[56]的设计思路,把同时实施“大气十条”与碳排放权交易政策的地区作为实验组,将仅开展“大气十条”政策的地区视为对照组,通过比较政策前后企业全要素生产率的变动,可排除“大气十条”政策的影响。表5的结果与前述回归结果保持一致,表明实证结论依旧稳健。

表 5 重新构造实验组与对照组

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	-0.0625 (-1.3339)			
<i>Post</i> × <i>Treat</i> × <i>SC</i>		0.1424** (2.2380)	0.1330** (2.0500)	0.1208*** (2.6640)
常数项	-5.5835*** (-11.7700)	-0.6233 (-1.0245)	-3.1990*** (-7.1884)	-3.1877*** (-7.1720)
观测值	4149	3442	3152	4149
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	未控制	控制	控制	控制
<i>Post</i> × <i>SC</i>	未控制	控制	控制	控制
<i>Treat</i> × <i>SC</i>	未控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.7818	0.7205	0.7324	0.7555

最后,子样本回归。水权试点工作强调在促进节水的同时实现增效、减排、降损和开源等生态价值,是

生态保护补偿的重要手段。为排除可能来自其他环境政策的经济影响,本文将甘肃、广东等 7 个水权交易试点省份的企业样本予以剔除后重新进行回归分析,表 6 中三重差分项的估计系数均为正且通过了显著性检验,基本回归结果具有稳健性。

表 6 子样本回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.064 9 (1.226 3)			
<i>Post</i> × <i>Treat</i> × <i>SC</i>		0.106 7 ** (2.210 1)	0.080 9 * (1.723 1)	0.140 3 *** (2.678 2)
常数项	-5.301 2 *** (-9.115 1)	-3.377 4 *** (-6.413 2)	-5.342 8 *** (-8.821 5)	-2.754 6 *** (-5.410 4)
观测值	4 365	3 915	3 651	4 365
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	未控制	控制	控制	控制
<i>Post</i> × <i>SC</i>	未控制	控制	控制	控制
<i>Treat</i> × <i>SC</i>	未控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.795 9	0.717 8	0.794 1	0.615 5

3. 替换主要变量测算方法

由于广义矩估计(GMM)方法在估计中放宽随机误差项独立同分布的严格假定,具备更高实用性和稳健性,故本文使用 GMM 来重新测算企业全要素生产率,之后进行回归分析。估计结果如表 7 所示,交乘项系数及符号并未发生显著改变,碳排放权交易能促进供应链联盟中控排企业及其上下游企业高质量发展,基准回归结果具有稳健性。

表 7 替换被解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	-0.055 5 (-0.918 1)			
<i>Post</i> × <i>Treat</i> × <i>SC</i>		0.108 8 ** (2.201 9)	0.127 2 ** (2.474 3)	0.107 1 *** (2.678 1)
常数项	-4.496 0 *** (-9.440 2)	-4.472 2 *** (-9.395 5)	-4.377 9 *** (-9.015 6)	-3.344 0 *** (-7.854 9)
观测值	5 945	4 554	4 319	5 945
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	未控制	控制	控制	控制

表7(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Post</i> × <i>SC</i>	未控制	控制	控制	控制
<i>Treat</i> × <i>SC</i>	未控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.703 2	0.688 1	0.705 5	0.701 6

4. 控制试点选择的非随机因素

为控制试点选择的非随机因素^[57],通过查阅生态环境部公示的碳排放权试点交易相关政策文件,归纳碳排放权交易试点的选择标准:(1)温室气体减排潜力,以各碳市场试点期初地区层面二氧化碳排放强度表示;(2)能源损耗及减排潜力,以试点期初地区层面粉尘、废水、二氧化硫排放强度表示;(3)产业结构优化潜力,以试点期初地区“两高一剩”行业产值占比表示;(4)环境成本合理负担机制和污染减排激励约束机制,以试点期初地区层面市场化程度表示。本文将试点选择标准的代理变量与年份的一次项、二次项交乘,作为控制变量代入模型,尽可能消除试点选择变量对结论的影响,实证结果如表8所示,结论依然稳健。

表8 控制试点选择的非随机因素

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.054 1 (1.344 5)			
<i>Post</i> × <i>Treat</i> × <i>SC</i>		0.110 1 ** (2.490 2)	0.084 9 * (1.936 6)	0.156 2 *** (2.791 8)
常数项	-2.950 3 *** (-4.985 1)	-3.355 3 *** (-6.975 2)	-3.216 6 *** (-5.729 6)	-0.718 9 (-1.263 5)
观测值	5 945	4 554	4 319	5 945
控制变量	控制	控制	控制	控制
试点选择标准×政策开展时间的一次项	控制	控制	控制	控制
试点选择标准×政策开展时间的二次项	控制	控制	控制	控制
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	未控制	控制	控制	控制
<i>Post</i> × <i>SC</i>	未控制	控制	控制	控制
<i>Treat</i> × <i>SC</i>	未控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.719 8	0.720 8	0.689 0	0.782 2

5. 政策试点的随机性检验

企业全要素生产率的变化不应影响其纳入碳排放权交易范围的时间。为验证这一假设,借鉴魏晓楠和

孙传旺(2023)^[58]的研究方法,采用逻辑回归(Logit)模型进行检验,利用碳排放权试点政策实施前的数据,以“是否为碳排放权交易的目标控排企业”(Treat)和“是否为供应链联盟中的控排企业”(Treat×SC)为被解释变量,采用企业全要素生产率(TFP)为核心解释变量。回归结果如表9所示,核心解释变量系数均不显著,说明是否为碳排放交易的目标控排企业与其全要素生产率无关,本文的样本选取满足随机分组的基本假设。

表 9 政策试点的随机性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
TFP _{lp}	-0.004 5 (-0.056 2)	0.041 0 (0.601 6)		
TFP _{gmm}			-0.045 8 (-0.446 5)	0.039 3 (0.484 4)
常数项	-5.564 4*** (-5.009 0)	-4.574 9*** (-5.475 5)	-5.546 3*** (-4.604 9)	-4.570 2*** (-5.011 7)
观测值	2 939	2 939	2 939	2 939
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.228 3	0.219 1	0.159 0	0.155 5

注:列(1)和列(3)的被解释变量为 TFP,列(2)和列(4)的被解释变量为 TFP×SC。

6. 工具变量法

虽然碳排放权交易政策客观上削弱了由于反向因果引发的内生性问题,但仍可能存在遗漏变量问题,同时影响试点选取和企业高质量发展水平,估计结果可能有偏。针对该问题,本文采用地区的通风系数作为是否纳入碳排放权交易试点的工具变量^[59],由于污染扩散取决于风速(水平分散)和边界层高度(垂直分散)两方面的气象因素,根据欧洲中期天气预报中心提供的数据集匹配中国地级市经纬度数据信息,得到基于单元风速与边界层高度乘积的空气流通系数(Ventilation)。一方面,中国碳排放权交易是为治理空气污染而展开的市场型环境规制,地区空气流通系数越小,则污染物监测浓度越高,更有可能成为碳排放权交易试点地区,符合相关性假设;另一方面,空气流通系数是由地理及气象条件所决定的,不会直接影响企业响应碳排放权交易政策而实现自身高质量发展的进程,满足工具变量的外生性假设。表10第一阶段估计结果显示,空气流通系数在1%的水平下为负且通过了显著性检验,且F统计量远大于临界值10,工具变量满足相关性条件;第二阶段的估计结果与基准回归一致,研究结论依然稳健。

表 10 工具变量法

变量	第一阶段	第二阶段			
		(1)	(2)	(3)	(4)
Ventilation	-0.126 6*** (-10.108 0)				

表10(续)

变量	第一阶段	第二阶段			
		(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>		0.313 9 (1.634 2)			
<i>Post</i> × <i>Treat</i> × <i>SC</i>			1.157 0*** (5.101 5)	1.211 8*** (4.682 5)	1.439 1*** (5.058 0)
常数项	0.029 5 (0.263 2)	-0.212 9 (-1.066 0)	-3.034 3*** (-18.592 2)	-3.153 4*** (-14.209 6)	-2.743 2*** (-14.392 9)
观测值	5 037	5 823	5 037	4 720	5 823
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	未控制	未控制	控制	控制	控制
<i>Post</i> × <i>SC</i>	未控制	未控制	控制	控制	控制
<i>Treat</i> × <i>SC</i>	未控制	未控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.325 4	0.242 7	0.558 0	0.457 5	0.448 8
Kleibergen-Paap rk LM	498.903 0				
Kleibergen-Paaprk Wald F	1 102.140 0				

注:第一阶段的被解释变量为 *Treat*,第二阶段列(1)和列(2)的被解释变量为 *TFP_target*,列(3)和列(4)的被解释变量分别为 *TFP_chain*、*TFP_full*。

五、进一步分析

(一)碳排放权交易对企业高质量发展溢出效应的具体表现

控排企业参与碳排放交易将成为供应链高质量发展的新契机,本文基于共生理论,从技术、信息、信用三个方面检验碳排放权交易对企业高质量发展溢出效应的具体表现。

1. 技术溢出效应

碳排放权交易作为市场激励性环境规制工具,是影响企业绿色技术创新的关键动因。一方面,控排企业参与碳交易市场具有经济激励,当企业通过减排技术研发、改善生产工艺可获得将碳配额转变为直接收益的渠道,从而形成研发的良性循环。另一方面,控排企业参与碳市场交易面临合规压力,政策对企业碳排放量有强制要求,倒逼控排企业通过绿色创新来兼顾减排和经济目标。已有研究表明,供应链生产网络能够通过“学习机制”产生正外部性^[60]。新技术、新管理方法等“软性资源”能够在供应链联盟中扩散,先进设备等“硬性资源”也能够 在供应链联盟中实现有效匹配和流动,企业可以通过资源高度协同的研发活动,来共同解决高碳产品生命周期中存在的环保问题。

本文从投入端和产出端衡量企业创新,以各企业的研发投入的对数值(*R&D*),以及各企业绿色发明型与绿色实用型专利申请量之和(*Patent*)作为具体测度指标,以检验控排企业参与碳市场交易是否具有技术溢出效应。由表 11 可知,交乘项系数均为正且通过了显著性检验,供应链联盟整体 会实现研发投入

的增加和绿色创新的产出,赋能供应链企业高质量发展。值得关注的是,作为被解释变量的 $R\&D_chain$ 、 $Patent_chain$ 回归系数均大于作为被解释变量的 $R\&D_full$ 、 $Patent_full$,说明碳排放交易促进与控排企业相匹配的上下游企业的创新投入与产出的效果大于促进全部企业技术创新的效果。可能的原因为,对于控排企业而言,除了选择更为直接和主动的技术创新之外,主要通过选择更为渐进的技术改造路径来实现绿色转型,即强化末端治理并加快资本更新,同时通过资本更新来提高能源资源利用效率并优化用能结构^[51];对于上下游非控排企业而言,控排企业通过技术改造产生的绿色技术需求会刺激其上游企业的绿色创新,同时,碳排放权交易使目标行业中代表性产成品价格上升,最终通过价格机制和生产率机制倒逼下游企业提升创新水平^[32]。

表 11 供应链技术溢出

变量	$R\&D_chain$	$R\&D_full$	$Patent_chain$	$Patent_full$
$Post \times Treat \times SC$	0.562 9*** (3.583 4)	0.489 8*** (2.813 6)	0.373 3*** (2.574 6)	0.311 2** (2.030 1)
常数项	2.947 0 (1.604 4)	2.591 4 (1.257 9)	-13.343 0*** (-7.901 9)	-13.626 0*** (-7.154 3)
观测值	3 588	4 171	3 588	4 171
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.454 5	0.446 6	0.168 1	0.166 0

2. 信息溢出效应

供应链联盟中的企业通过知识流、物流、资金流构筑纵向价值链,信息则成为这一链接创造价值的重要桥梁。一方面,在碳规制加剧产品市场竞争、改变市场需求的背景下,供应链内部会共享排他类信息,降低信息验证、搜寻成本来提高企业信息效率,使生产端和需求端更加匹配。另一方面,数字技术是供应链合作伙伴间各类信息的桥梁,数字技术应用能帮助企业获得生产经营活动中更加精细的数据,为优化生产决策提供增量信息。供应链联盟高质量发展可能体现在联盟企业内部排他类信息共享和数字化建设两个方面。

本文借鉴李青原等(2023)^[61]的研究设计,确认“牛鞭效应”(Bullwhip)是指供应链运营管理中上下游企业信息共享不足或无效而造成信息扭曲变异并逐级放大的现象,以各企业的生产波动与需求波动的比值来度量,是供应链内部高质量信息共享的反向指标。另外,借鉴吴非等(2021)^[62]刻画企业数字化转型的方法,以上市公司年报中的数字化相关词频作为数字技术信息披露程度(Data)的衡量指标,检验控排企业参与碳市场交易是否具有信息溢出效应。由表 12 可知,碳排放交易市场试点会缓解供应链企业的“牛鞭效应”,也会提升年报中的数字化相关词频,说明碳市场的供应链信息溢出效应的主要表现为:供应链内部通过高质量信息共享突破企业个体的信息边界,进而提升供应链信息效率,降低交易成本;供应链内部通过前沿数字技术应用来打破外部信息壁垒,在敏锐捕捉市场动态信息的同时,预测未来趋势,优化企业决策,从而实现供应链高质量发展。

表 12 供应链信息溢出

变量	Bulwhip_chain	Bulwhip_full	Data_chain	Data_full
Post×Treat×SC	-0. 319 8 *** (-3. 094 0)	-0. 270 4 *** (-2. 943 5)	0. 530 2 *** (3. 218 2)	0. 621 2 *** (2. 972 2)
常数项	-8. 529 0 *** (-6. 183 7)	-8. 391 7 *** (-6. 767 4)	-19. 929 6 *** (-7. 601 1)	-19. 385 0 *** (-8. 164 2)
观测值	4 319	5 945	4 319	5 945
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
$\overline{R^2}$	0. 447 7	0. 512 9	0. 231 0	0. 259 1

3. 信用溢出效应

基于预防性动机和交易性动机,张尧和杨小伟(2022)发现碳排放权交易能够提高试点企业的现金持有水平^[63],对控排企业的流动性提出较高要求。鲍群等(2023)的研究发现,供应链是企业间风险溢出的重要渠道^[64],供应链联盟中不存在等级分明的隶属关系,在不完全契约条件下,信任作为一种有效的非正式制度,可抑制控排企业的机会主义行为,为供应链高质量发展提供保障。实践中,供应链信任表现为商业信用获取和供给水平,汪顺等(2023)研究证实供应链气候风险越高,企业越能获得有利的商业信用契约^[65]。由此可见,当控排企业面临现金需求时,供应链联盟中的非控排企业会适时调整资金配置,利用商业信用向上下游传递流动性,以此保证控排企业将更充足的财务资源投入低碳转型中,从而表现为供应链的信用溢出。

本文将商业信用作为供应链信任(Trust)的代理变量,借鉴鞠晓生等(2013)^[66]的研究,以SA指数对企业融资约束程度(FC)进行衡量,检验控排企业参与碳市场交易是否具有信用溢出效应。由表13可知,碳排放权交易能够提升供应链联盟整体的商业信用水平,同时能缓解融资约束,故碳排放权交易具有供应链信用溢出效应,可助力维持供应链稳定性、实现互惠共赢。

表 13 供应链信用溢出

变量	Trust_chain	Trust_full	FC_chain	FC_full
Post×Treat×SC	0. 002 0 *** (4. 078 2)	0. 006 4 *** (3. 753 2)	-0. 021 5 ** (-2. 079 5)	-0. 017 0 *** (-3. 256 4)
常数项	-2. 929 5 *** (-53. 492 0)	-0. 985 0 ** (-2. 040 9)	0. 833 9 *** (5. 969 3)	0. 913 2 * (1. 761 0)
观测值	4 319	5 945	4 319	5 945
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制

表13(续)

变量	Trust_chain	Trust_full	FC_chain	FC_full
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.861 5	0.836 3	0.272 8	0.140 8

(二) 异质性分析

1. 企业议价能力

供应链上的控排企业议价能力较强,意味着其在供应链内部产品转移定价时拥有较大话语权,在碳规制下具备更高的主观能动性,更易于实现高质量发展。第一,企业的议价能力在很大程度上取决于自身对相关企业的依赖程度。如果一家企业的采购额或销售额集中来源于一家或少数几家企业,则该企业对其上下游依赖程度越高,自身议价能力越低,因而采购集中度和销售集中度可以间接反映企业自身对于供应商和客户的议价能力。借鉴童锦治等(2015)^[67]的方法,使用企业“从前五大供应商处采购额占企业采购总额的比例”以及“在前五大客户处销售额占企业销售总额的比例”来衡量其议价能力。第二,考虑到各个细分行业的不同特点,参考乔睿蕾和陈良华(2017)^[68]的做法,进一步用单个企业的议价能力减去细分行业的议价能力年度均值,凸显单个企业议价能力脱离行业均值的程度,以控制细分行业差异和年度差异。异质性分析结果如表 14 所示,控排企业的议价能力越强,碳排放权交易对全要素生产率的提升作用越明显。这意味着,议价能力高的控排企业可能更有余力履行环境责任,在产品市场中更具竞争力;与此同时,控排企业还可能会依靠碳成本转移来分散自身碳规制压力,通过侵蚀其他非控排企业的利润来实现自身高质量发展,所以应警惕由上下游势力不均导致的价格扭曲和资源挤占效应。

2. 媒体关注度

随着信息传播方式变化,网络新闻因其时效性和便利性已成为投资者获得投资资讯的重要信息来源,网络媒体影响力和传播力越来越大。参考刘娥平和莫凡(2022)^[69]的研究,使用中国研究数据服务平台(CNRDS)媒体数据库中网络财经新闻数量作为媒体关注的代理变量(包括正面、中性和负面报道),其同时包含大部分大型报纸的网络同步报道,数据涵盖范围更广。有学者指出,新闻中的负面词汇包含了公司基本面难以量化的新信息^[70-71],其对控排企业的碳规制力度的影响效果可能更加明显。因此,考虑正面和负面报道对企业的不同影响,借鉴沈艳和王靖一(2021)^[72]的研究设计,采用媒体关注的净情绪比值衡量媒体关注度,指标大于 1 则表明负面新闻报道的比例高于正面新闻报道的比例。异质性分析结果如表 14 所示,媒体关注较高时,碳排放权交易对企业高质量发展的提升作用更加明显。这意味着,媒体关注作为非正式制度能为企业营造更加透明的信息环境,为碳排放权交易政策等正式制度起到补充约束和监督作用,从而加速企业的低碳转型进程。

表 14 异质性分析

变量	议价能力		媒体关注度	
	议价能力强	议价能力弱	媒体关注度低	媒体关注度高
Post×Treat×SC	0.150 2** (2.517 0)	0.091 8 (1.600 8)	0.171 5*** (3.260 3)	0.062 2 (1.154 5)

表14(续)

变量	议价能力		媒体关注度	
	议价能力强	议价能力弱	媒体关注度低	媒体关注度高
常数项	-7.491 2*** (-11.587 8)	-7.490 9*** (-10.515 5)	-3.672 5*** (-6.573 2)	-3.015 5*** (-5.199 8)
观测值	2 280	2 274	1 877	3 241
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.795 4	0.806 9	0.704 5	0.745 3

六、结论、启示与展望

(一) 研究结论

碳达峰碳中和战略服务于中国式现代化的进程推进,而经济高质量发展是中国式现代化的本质要求。本文构造控排企业的供应链联盟数据集,分析碳规制下可能率先实现高质量发展的企业群体,并检验碳排放权交易对供应链高质量发展溢出效应的存在性和具体表现。研究结果显示:碳排放权交易会促进形成供应链联盟的控排企业高质量发展,且这一作用具有供应链溢出效应,即碳排放权交易还会提升供应链联盟中非控排企业的全要素生产率;碳排放权交易对供应链整体的溢出效应体现为技术扩散、信息共享、信用支持三个方面;碳排放权交易对议价能力强和媒体关注度高的控排企业高质量发展的促进作用更为明显。

(二) 政策启示

首先,完善碳交易制度政策设计,确保实施效果长期有效性。一方面,碳规制下经济绩效和环境绩效并非绝对的非此即彼,二者仍存在调和空间。政府相关部门可动态稽查企业碳排放量、不断优化碳配额分配方法,兼顾企业的污染属性和财政帮扶精准性。对部分尚未脱离碳规制下的“成本遵循”阶段企业,可利用绿色财政补贴、绿色信贷、绿色保险等手段助力高碳排放企业彻底淘汰落后产能。另一方面,在严格的控排标准下鼓励企业灵活运用市场机制实现各控排主体边际减排成本趋同,用市场之手刺激企业实现清洁高效生产。同时,2021年全国性碳排放权交易市场建立,电力行业首当其冲,未来可考虑优先将与其上下游投入产出关联紧密的行业纳入全国碳市场来激活交易活跃度,稳步推进统一的全国碳排放权交易市场。

其次,充分发挥碳排放权交易的供应链溢出效应,通过供应链协同发展来最大化碳规制政策激励效果。对政府而言,应助力促成创新链和供应链的协同,聚焦高精尖产业链的创新难点,可考虑设立创新基金、现代化基金助力上下游关联行业协同创新,围绕“卡脖子”技术开展协同攻关,形成对产业链发展的有效支撑;对于企业而言,应充分重视供应链的溢出效应,积极寻求合作伙伴以建立长期稳定的供应链联盟,加强与上下游联盟伙伴之间不同环节的信息交流与共享,重视对联盟伙伴创新资源与成果的学习、吸收与应用,从而不断增强企业和供应链整体的核心竞争力,以供应链为利益共同体提升中国制造业整体的技术进步水平并

实现工业绿色转型,加快推动中国制造业向全球产业链中高端迈进。

最后,制定并实施差异化碳规制政策,有的放矢地推动企业实现高质量发展。一方面,控排企业在供应链关系中的议价能力越强时,其脱离碳规制下的“成本遵循”阶段更快,可能是由于控排企业控排压力发生转移,应警惕供应链中不对等关系可能带来的“损人利己”,切实发挥供应链联盟伙伴对控排企业的共生发展、相互加持作用。另一方面,外部制度主体应更好地发挥对企业绿色技术创新的引导与治理功能,媒体报道与关注作为一种合法性压力以及非正式制度,与碳排放权交易这一正式制度互补互促,对企业绿色导向的持续曝光有助于强化企业绿色发展导向。尤其对于负面环境问题,监管部门应充分激发媒体的治理作用,调动媒体对企业环境贡献的洞察力,借助其强大的外部监督功能,引导企业由倒逼式的政策服从转向主动性的绿色创新求变。

(三) 研究展望

本文仍然存在一定的局限性:第一,囿于数据可得性,本文手工搜集和整理上市公司的供应链联盟数据,样本存在潜在的选择性偏差问题。在今后研究中,可尝试使用实地访谈、问卷调查等研究方法进行供应链联盟相关研究,以提高实证结果准确性。第二,本文利用大样本实证研究方法,探讨供应链联盟企业能否实现碳规制下的高质量发展,未来可考虑采用组态分析方法对碳排放权交易下的供应链企业如何实现高质量发展进行研究,比如借助“技术-组织-环境”(TOE)框架,考虑供应链协同创新、金融服务和数字化水平作为组织因素的重要驱动作用,进一步厘清诸多条件影响企业高质量发展的复杂路径。第三,本文着重关注企业中观环境可能带来的碳排放权交易经济后果异质性,并未涉及碳排放权交易市场层面上影响企业高质量发展的因素,有待后续研究进一步补充探讨。

参考文献:

- [1]王璟珉,窦晓铭,季芮虹.碳排放权交易机制对全球气候治理有效性研究——低碳经济学术前沿进展[J].山东大学学报(哲学社会科学版),2019(2):174-184.
- [2]KOCH N, THEMANN M. Catching up and falling behind: cross-country evidence on the impact of the EU ETS on firm productivity[J]. Resource and Energy Economics, 2022, 69: 101315.
- [3]刘传明,孙喆,张瑾.中国碳排放权交易试点的碳减排政策效应研究[J].中国人口·资源与环境,2019,29(11):49-58.
- [4]吴茵茵,齐杰,鲜琴,等.中国碳市场的碳减排效应研究——基于市场机制与行政干预的协同作用视角[J].中国工业经济,2021(8):114-132.
- [5]沈洪涛,黄楠,刘浪.碳排放权交易的微观效果及机制研究[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2017(1):13-22.
- [6]贾智杰,林伯强,温师燕.碳排放权交易试点与全要素生产率——兼论波特假说、技术溢出与污染天堂[J].经济学动态,2023(3):66-86.
- [7]范丹,付嘉为,王维国.碳排放权交易如何影响企业全要素生产率? [J].系统工程理论与实践,2022,42(3):591-603.
- [8]邢会,姜影,陈园园.“双碳”目标下碳交易与制造业绿色全要素生产率——基于异质性技术创新模式的机制检验[J].科技进步与对策,2022,39(23):76-86.
- [9]李磊,贾晓燕,吴超,等.异质型环境规制对中国绿色全要素生产率的影响[J].中国人口·资源与环境,2020,30(10):82-92.
- [10]马祖军.基于遗传算法的供应链联盟伙伴选择[J].系统工程理论与实践,2003(9):81-84.
- [11]HUANG X H, HE J, MAO L. Carbon reduction incentives under multi-market interactions: supply chain vertical cooperation perspective[J]. Mathematics, 2024, 12(4): 599.
- [12]YANG J, WANG J J, WONG C W Y, et al. Relational stability and alliance performance in supply chain[J]. Omega, 2008, 36(4): 600-608.

- [13] 傅芳宁,李胜兰. 是绿色虹吸还是绿色涓滴:低碳试点政策对绿色技术创新的邻里效应研究[J]. 南方经济,2023(8):115-133.
- [14] 蔡宏波,韩金镭,钟腾龙. 企业迁移的减排效应——兼论“污染天堂假说”与“波特假说”[J]. 经济学动态,2022(11):90-106.
- [15] 顾向一,祁毓. 迈向合作治理:我国碳排放权交易治理体系的重构[J]. 江苏社会科学,2023(5):163-172.
- [16] 王茹. 碳税与碳交易政策有效协同研究——基于要素嵌入修正的多源流理论分析[J]. 财政研究,2021(7):25-37.
- [17] 郑荣,高志豪,魏明珠,等. 基于联盟区块链的政府数据协同治理平台框架研究——以全国碳排放权交易市场为例[J]. 情报学报,2022,41(10):1071-1084.
- [18] 邵帅,李兴. 市场导向型低碳政策能否推动经济高质量发展?——来自碳排放权交易试点的证据[J]. 广东社会科学,2022(2):33-45.
- [19] 廖文龙,董新凯,翁鸣,等. 市场型环境规制的经济效应:碳排放交易、绿色创新与绿色经济增长[J]. 中国软科学,2020(6):159-173.
- [20] ZHOU Z, MA Z C, LIN X W. Carbon emissions trading policy and green transformation of China's manufacturing industry: mechanism assessment and policy implications[J]. *Frontiers in Environmental Science*, 2022, 10: 984612.
- [21] YANG X Y, JIANG P, PAN Y. Does China's carbon emission trading policy have an employment double dividend and a Porter effect? [J]. *Energy Policy*, 2020, 142: 111492.
- [22] ZHANG G L, ZHANG N. The effect of China's pilot carbon emissions trading schemes on poverty alleviation: a quasi-natural experiment approach [J]. *Journal of Environmental Management*, 2020, 271: 110973.
- [23] SHAO W, YU X B, CHEN Z Q. Does the carbon emission trading policy promote foreign direct investment?: A quasi-experiment from China[J]. *Frontiers in Environmental Science*, 2022, 9: 798438.
- [24] 任胜钢,李波. 排污权交易对企业劳动力需求的影响及路径研究——基于中国碳排放权交易试点的准自然实验检验[J]. 西部论坛,2019,29(5):101-113.
- [25] 沈洪涛,黄楠. 碳排放权交易机制能提高企业价值吗[J]. 财贸经济,2019,40(1):144-161.
- [26] 胡玉凤,丁友强. 碳排放权交易机制能否兼顾企业效益与绿色效率? [J]. 中国人口·资源与环境,2020,30(3):56-64.
- [27] 王文举,钱新新. 试点碳排放权交易市场对中国工业低碳转型的作用机制研究[J]. 经济与管理研究,2024,45(1):16-34.
- [28] 周畅,蔡海静,刘梅娟. 碳排放权交易的微观企业财务效果——基于“波特假说”的PSM-DID检验[J]. 财经论丛,2020(3):68-77.
- [29] INADA K I. On the stability of growth equilibria in two-sector models[J]. *The Review of Economic Studies*, 1964, 31(2):127-142.
- [30] 李荣华,杜昊. “双碳”目标下碳排放权交易试点的减排效应与区域差异[J]. 经济与管理研究,2023,44(11):25-44.
- [31] 李创,王智佳,王丽萍. 碳排放权交易政策对企业绿色技术创新的影响——基于工具变量和三重差分的检验[J]. 科学学与科学技术管理,2023,44(5):15-33.
- [32] 余典范,蒋耀辉,张昭文. 中国碳排放权交易试点政策的创新溢出效应——基于生产网络的视角[J]. 数量经济技术经济研究,2023,40(3):28-49.
- [33] 程郁泰,肖红叶. 中国碳排放权交易政策的经济与减排效应研究[J]. 统计与信息论坛,2023,38(7):61-74.
- [34] 李颖,胡榕. 碳排放权交易对企业劳动收入份额的影响研究[J]. 外国经济与管理,2023,45(6):53-67.
- [35] 夏立明,李雪娜. 基于哲学共生理念的供应链联盟稳定性分析[J]. 商业研究,2013(12):165-170.
- [36] 张青,华志兵. 资源编排理论及其研究进展述评[J]. 经济管理,2020,42(9):193-208.
- [37] ADOBOR H. Supply chain resilience: an adaptive cycle approach[J]. *The International Journal of Logistics Management*, 2020, 31(3):443-463.
- [38] CRISTOFARO M. Organizational sensemaking: a systematic review and a co-evolutionary model[J]. *European Management Journal*, 2022, 40(3):393-405.
- [39] KUTSUNA K, SMITH J K, SMITH R, et al. Supply-chain spillover effects of IPOs[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2016, 64: 150-168.
- [40] QIU S Y, LIU Q, LUO W T, et al. Does corporate social responsibility (CSR) have spillover effect? —Based on the binary relationship of supply chains in China[J]. *China Journal of Accounting Studies*, 2023, 11(3):493-515.
- [41] ISAKSSON O H D, SIMETH M, SEIFERT R W. Knowledge spillovers in the supply chain: evidence from the high tech sectors[J]. *Research Policy*, 2016, 45(3):699-706.
- [42] 韦庆芳,魏下海. 为有源头活水来:供应商创新的溢出效应研究[J]. 当代财经,2024(4):85-98.

- [43] 谷浩然, 杨胜刚, 成程, 等. 供应链溢出视角下供应链金融对企业国际化的影响研究[J]. 国际金融研究, 2023(3): 74-83.
- [44] BOONE A L, IVANOV V I. Bankruptcy spillover effects on strategic alliance partners[J]. Journal of Financial Economics, 2012, 103(3): 551-569.
- [45] BARROT J N, SAUVAGNAT J. Input specificity and the propagation of idiosyncratic shocks in production networks[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(3): 1543-1592.
- [46] PANKRATZ N M C, SCHILLER C M. Climate change and adaptation in global supply-chain networks[Z]. SSRN No. 3475416, 2021.
- [47] 王筱纶, 顾洁. 企业危机网络舆情的传播路径及其在供应链中的纵向溢出效应研究[J]. 管理科学, 2019, 32(1): 42-55.
- [48] 朱晨, 马静, 李翠. 混合碳政策下的供应链联合减排决策和优化[J/OL]. 系统管理学报, 2023[2024-03-05]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/31.1977.N.20230801.0905.002.html>.
- [49] 李丽君, 汪星星. 基于消费者绿色偏好的供应链合作策略研究[J]. 工业技术经济, 2019, 38(11): 13-22.
- [50] 刘金科, 肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应? [J]. 经济研究, 2022, 57(1): 72-88.
- [51] 万攀兵, 杨冕, 陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角[J]. 中国工业经济, 2021(9): 118-136.
- [52] 王性玉, 赵辉. 环境保护税改革对企业绿色发展的影响研究[J]. 科研管理, 2023, 44(8): 139-151.
- [53] 胡珺, 方祺, 龙文滨. 碳排放规制、企业减排激励与全要素生产率——基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J]. 经济研究, 2023, 58(4): 77-94.
- [54] 郭炳南, 冯雨, 张浩. 碳排放权交易对企业全要素生产率的影响及溢出效应——基于空间双重差分模型的实证分析[J]. 中国环境管理, 2023, 15(3): 84-92.
- [55] 杨金玉, 彭秋萍, 葛震霆. 数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角[J]. 中国工业经济, 2022(8): 156-174.
- [56] 孙晓华, 张竣喏, 李佳璇. 市场型环境规制与制造企业转型升级——来自“排污权交易”的微观证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(1): 90-109.
- [57] LI P, LU Y, WANG J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123: 18-37.
- [58] 魏晓楠, 孙传旺. 退出政府补贴与提高企业经济绩效能否兼得? ——基于碳排放权交易试点准自然实验[J]. 统计研究, 2023, 40(10): 16-29.
- [59] HERING L, PONCET S. Environmental policy and exports: evidence from Chinese cities [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2014, 68(2): 296-318.
- [60] 林柄全, 孙斌栋. 网络外部性对企业生产率的影响研究——以中国汽车制造业集群网络为例[J]. 地理研究, 2022, 41(9): 2385-2403.
- [61] 李青原, 李昱, 章尹赛楠, 等. 企业数字化转型的信息溢出效应——基于供应链视角的经验证据[J]. 中国工业经济, 2023(7): 142-159.
- [62] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 130-144.
- [63] 张尧, 杨小伟. 碳排放权交易政策能提高企业现金持有水平吗[J]. 当代财经, 2022(11): 125-136.
- [64] 鲍群, 石绍炳, 盛明泉. 供应链嵌入视角下客户生产率溢出效应[J]. 经济理论与经济管理, 2023, 43(4): 102-112.
- [65] 汪顺, 周泽将, 余璐. 供应链气候风险与企业商业信用契约[J]. 系统工程理论与实践, 2023, 43(9): 2517-2538.
- [66] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013, 48(1): 4-16.
- [67] 童锦治, 苏国灿, 魏志华. “营改增”、企业议价能力与企业实际流转税税负——基于中国上市公司的实证研究[J]. 财贸经济, 2015(11): 14-26.
- [68] 乔睿蕾, 陈良华. 税负转嫁能力对“营改增”政策效应的影响——基于现金—现金流敏感性视角的检验[J]. 中国工业经济, 2017(6): 117-135.
- [69] 刘娥平, 莫凡. 媒体关注: 信息效应抑或炒作效应? [J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2022, 42(3): 141-152.
- [70] TURNER J D, YE Q, WALKER C B. Media coverage and stock returns on the London Stock Exchange, 1825-70[J]. Review of Finance, 2018, 22(4): 1605-1629.
- [71] GAO H Y, WANG J B, WANG Y C, et al. Media coverage and the cost of debt[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2020, 55(2): 429-471.
- [72] 沈艳, 王靖一. 媒体报道与未成熟金融市场信息透明度——中国网络借贷市场视角[J]. 管理世界, 2021, 37(2): 35-50.

Spillover Effect of Carbon Emission Trading on High-quality Development of Enterprises —Empirical Evidence Based on Supply Chain Alliances

YUAN Zeming, HUANG Can, LIU Jia

(Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222)

Abstract: China's ecological civilization construction has entered a new stage with carbon reduction as the key strategic direction. As an important institutional innovation in China's response to climate issues, carbon emission trading aims to achieve high-quality development of total factor productivity (TFP). To achieve the strategic goals of carbon peaking and carbon neutrality ("dual carbon" goals), the green transformation of high-carbon industries is accelerating, with a gradual expansion of carbon emissions considerations across the entire industrial chain.

To address the issue of whether market-incentivized carbon regulation can help enterprises improve the quality and efficiency of the supply chain through collaboration, this paper introduces the variable of supply chain alliance to investigate the supply chain spillover effect of carbon emissions trading on the high-quality development of enterprises. Considering the initiation of China's eight carbon emission trading pilot markets in 2013, this paper takes A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2008 to 2020 as samples. It manually collects the directory of emission control enterprises and their upstream suppliers and downstream customers in each market to conduct empirical analysis.

The findings are as follows. (1) Carbon emission trading can promote the high-quality development of emission control enterprises that form supply chain alliances, thereby generating supply chain spillover effects. (2) The spillover effect of carbon emission trading on the whole supply chain is reflected in technology diffusion, information sharing, and credit support. (3) Carbon emission trading plays a more significant role in promoting the high-quality development of emission control enterprises with strong bargaining power and high media attention. The results imply that only some emission-control firms cross the Porter's inflection point of carbon regulation and realize high-quality development in terms of TFP, and it is the supply chain alliance that provides a good meso-environment for them.

The possible marginal contributions are as follows. In terms of research methods, this paper defines carbon factor input as a production factor, constructs a production function including enterprise carbon emissions, and deduces a measurement model of TFP. In terms of research perspective, this paper focuses on the middle-level differences of emission control enterprises and uses the PSM-DDD method to empirically analyze the heterogeneity. In terms of research content, this paper verifies the spillover effect of carbon emission trading and the carbon reduction activities of supply chain alliance partners. The conclusions help to build the carbon market in a targeted way, improve the competitiveness of supply chains in the context of stabilizing and strengthening chains, and provide new perspectives for the spillover effect of carbon emissions trading.

Keywords: carbon emission trading; high-quality development of enterprises; supply chain; supply chain alliance; market-incentivized carbon regulation

责任编辑:李 叶;姚望春